

大股东增持的市场效应研究

尤华 刘容

(西北大学经济管理学院 西安 710127)

【摘要】 本文选取2011年8月至2012年年末发布大股东增持公告的上市公司为样本,运用事件研究法对我国A股市场上大股东增持的市场效应进行了实证研究,结果表明:增持事件窗口内有显著为正的超额收益。从短期内股价的波动特征来看,大股东具有较强的短期市场择时能力。研究发现国有企业的市场效应强于非国有企业,规模大公司的市场效应强于规模较小的公司,但并没有证据表明自然人大股东增持的市场效应大于法人大股东增持的市场效应。本文还发现,投资者对待民营企业比国有企业更加理性。

【关键词】 大股东增持 市场效应 事件研究法

一、引言

2011年,受欧洲国家债务危机加剧的影响以及国内居高不下的通货膨胀等多种复杂因素的影响,我国证券市场大幅震荡下行,期间虽有反弹,但反弹之后却一波比一波低。为了缓解大盘持续走低趋势,鼓励产业资本在合理价位增持股份,2012年2月14日中国证监会正式下发了《关于修改〈上市

公司收购管理办法〉第六十二条及第六十三条的决定》,该决定将持股30%以上的股东每年2%自由增持股份的锁定期从12个月降至6个月。这一决定大大刺激了上市公司大股东的增持动机,导致2012年前后许多上市公司频繁地发布大股东增持公告,这预示着大股东增持进入了第三个阶段,前两个阶段分别是2005年至2006年的萌芽阶段和2008年至2009年

表3的Wald检验结果,在显著性0.05下系数都通过统计检验,表明系数都显著不为0。另外,5个系数均为负值,表明随着各项指标的增加违约率都将降低,这与经济直觉和单变量分析结果也保持一致。表4中Nagelkerke R²类似于线性回归的拟合优度,其值0.74表明模型拟合样本数据的效果较好;模型预测违约与不违约的准确率分别为92%、91%,整体准确度为91.5%,表明模型具有很好的预测能力。

表3 模型系数估计以及Wald检验结果

变量	系数B	Wald统计量	显著性水平
X2	-23.30	34.58	0.00
X4	-2.46	5.27	0.02
X13	-1.42	12.46	0.00
X18	-0.01	1.50	0.05
X22	-0.01	4.49	0.03
Constant			

表4 模型拟合效果以及分界点取0.5时模型的分类型准确性

Nagelkerke R ²	分类表			正确分类百分比
	实际观测	预测		
0.74		0	1	
	0	182	18	91.0
	1	16	184	92.0
	整体百分比			91.5

财务困境或违约预测模型的表达式为:

$$\ln(p/(1-p)) = -23.30X_2 - 2.46X_4 - 1.42X_{13} - 0.01X_{18} - 0.01X_{22}$$

违约率可写成:

$$p = 1 / (1 + e^{23.30X_2 + 2.46X_4 + 1.42X_{13} + 0.01X_{18} + 0.01X_{22}})$$

根据上式计算公司的违约率,若 $p \geq 0.5$,则认为公司财务状况较差会发生违约;若 $p < 0.5$,则认为公司财务状况处于正常状态。

【注】 本文系教育部人文社科基金项目“内部公司治理对银行风险承担行为影响研究”(项目编号:10YJC790149)和江苏省高校优势学科建设工程资助项目的研究成果。

主要参考文献

1. Martin D.. Early warning of bank failure: a logit regression approach. Journal of Banking and Finance, 1977
2. Ohlson J. A.. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. Journal of Accounting Research, 1980; 18
3. 吴世农, 卢贤义. 我国上市公司财务困境的预测模型研究. 经济研究, 2001; 6
4. 于立勇, 詹捷辉. 基于Logistic回归分析的违约概率预测研究. 财经研究, 2004; 9
5. 石晓军, 肖远文, 任若恩. Logistic违约率模型的最优样本配比与分界点研究. 财经研究, 2005; 9

的大规模尝试和应用阶段。

第三阶段的大股东增持与上一阶段大股东的增持比较相似,都处于熊市背景,都是在政府政策的引导和法律法规的支持下进行的,增持方式和增持股份的比例也较为相像。从上一阶段大股东增持的效果来看,市场效应比较显著。那么,此次大股东增持的市场反应会如何呢?为此,本文选取沪深两市A股最新发布大股东增持公告的上市公司为实证样本,研究第三阶段大股东增持的短期市场效应,以期对引导广大投资者的投资行为及改善上市公司的治理方式有所启示。

二、文献综述

国外虽然专门研究大股东增持行为的并不多,但有关内部人增持行为的研究已经比较成熟。Jaffe(1974)的研究表明内部人交易能够获得超额收益,而且如果投资者追随内部人交易行为同样能够获取超额收益。Finnerty(1976)通过CAPM模型计算内部人交易组合的超额收益,研究表明内部人增持组合具有显著的超额收益,但减持的超额收益却不显著。Lakonishok和Lee(2001)研究发现内部人购买能产生显著的超额收益,而卖出却没有,此外还发现小规模公司内部人交易所引起的市场反应更强烈。还有相当一部分学者(如Rozeff和Zaman, Gregory等, Hillier和Marshall, Friederich等)的研究表明,不论内部人的交易决策是否基于内部信息,他们购买股票的行为都会带来显著的积极市场效应。

国内关于大股东增持效果的研究起步比较晚,开始于2006年股权分置改革时期,即第一次大规模的大股东增持时期,笔者经过检索,发现相关的文献屈指可数,已有的研究成果主要有两种观点。

一种观点认为,大股东增持公告会带来显著的超额收益。方天亮(2011)以2006年6月30日至2008年12月31日公告有大股东增持股份的A股上市公司为研究样本,发现上市公司大股东增持股份向市场发出公司股价被低估的信号,导致股价短期上涨。李俊峰、王汀汀等(2011)选取2008年8月27日证监会新规发布后至2010年12月底之间发生大股东增持的A股上市公司为样本进行研究,发现在增持公告事件窗口内有显著为正的公告效应。

另一种观点认为,大股东增持公告并没有显著的市场效应。曹明、陈收(2006)以股权分置改革期间发生过大股东增持的40家公司为样本,研究发现,大股东增持基本达到了稳定股票价格的目的,但效果并不显著。王建文、李蓓(2012)以2006~2011年期间上市公司的全部增持减持事件为样本,对增减股票这两种行为的市场效应进行研究,发现增持事件无显著影响,而减持事件的市场效应明显。

国内还有学者从企业性质、增持股东性质、增持比例、公司规模等角度对大股东增持公告的市场效应进行了研究。沈艺峰(2011)和方逸峰(2012)的研究均表明国有企业的市场效应显著高于非国有企业。刘玉财(2012)和王鹏(2011)都发现公告日国有法人股的平均异常收益高于非国有股的平均异

常收益,但后者并未通过显著性检验。王鹏(2011)研究还发现增持比例高的超额收益远大于增持比例低的超额收益,但不显著。孙鑫(2011)和刘玉财(2012)则得出与其相反的结论,即公告日的涨幅与大股东增持的比例显著性负相关。方天亮(2010)研究发现公司规模对累计异常收益具有负面影响,与Lakonishok和Lee(2001)的研究结论一致。

综上可知,国外研究结论较为一致,即内部人增持能引起显著的市场效应。而国内研究尚未达成统一认识,这可能与选择的样本、采用的衡量指标等因素有关。

三、研究假设

当上市公司的大股东或其一致行动人增持本公司股票时,等于向市场发送了一个强烈的信号——公司的股价被低估或是公司的发展前景良好,因此,公司股价短期会上涨。据此,本文提出如下假设:H1:大股东在二级市场上增持本公司的股票时,会引起明显的短期市场效应。

国有企业兼有政府和企业的双重特征,但是从2011年以来我国的金融和经济环境来看,经济发展速度放缓,股市一度低迷,为了稳定股价,政府出台了一系列政策来鼓励上市公司特别是国有企业的大股东增持本公司股票,因此有足够的理由推断国有股东的增持很可能带有一定的政策目的,而非意味着目前企业自身经营状况发生了改变,同时从另一个方面考虑,它可能传递了政府稳定市场,扶持企业发展的信号。据此本文提出如下假设:H2:国有企业的市场效应高于非国有企业的市场效应。

我国资本市场上,投资者和上市公司存在着严重的信息不对称,因此必然存在着逆向选择现象,那么优质公司为了减小逆向选择对自己的危害,就会向市场上发出信号,而发出这个信号往往需要付出较高的代价,使得劣质公司的模仿无利可图,从而使自己与劣质公司区分开来。从投资者的角度看,上市公司发出信号的代价越大,即信息成本越高,则发出的信号就越可信,从而增持引起的市场反应越强烈。信息成本主要与公告方以及增持事件的特征相关,包括大股东增持比例,大股东性质以及公司信息不对称程度。一般来说,增持比例越大则信息成本越高;相对于法人来说,自然人的承受风险的能力要小得多,因此其增持成本相对来说比法人的高;公司规模越大,信息不对称程度越小,信息成本则较低。据此,本文提出假设3、假设4和假设5:

H3:大股东增持比例越高,市场效应越强烈。

H4:在非国有企业中,自然人增持的市场效应大于法人增持的市场效应。

H5:大股东增持股份的上市公司规模越小,增持所引起的超额回报越大。

本文选择2011年8月1日至2012年12月31日期间发生大股东增持的A股上市公司为研究对象。为了避免样本混乱带来的问题,本文以第一大股东或控股股东包括其一致行动人)增持为研究对象。另外,由于实际控股人性质的与大股东相

似,故将其也纳入大股东的考虑范围。

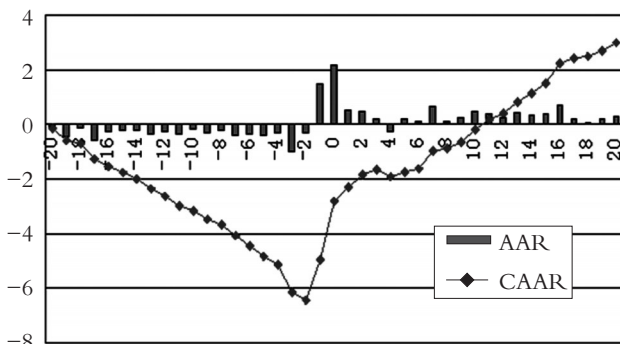
本文按以下标准对样本公司进行了筛选:①剔除金融类公司;②剔除在增持公告日所属年度被ST、*ST,或PT的公司;③剔除当年进行过公开增发新股、发行可转换债券和配股的公司;④剔除增持公告日期间出现其他影响公司股价的重大事项的公司;⑤剔除金融交易数据无法获得的公司。经过筛选共得到样本157个,分布情况如表1所示:

表1 样本分布表

年度	沪市	深市		合计
		主板	中小板	
2011	18	10	15	43
2012	62	15	37	114
合计	80	25	52	157

四、实证结果与分析

首先对所有样本在公告日窗口(-20,20)的累计超额收益CAAR和超额收益AAR进行检验,得出以下结论:公告日前,多个交易日的累计超额收益显著为负,说明总体上大股东多是在股票价格持续下跌的情况下开始增持。在公告日的前一个交易日,超额收益为1.48%,说明大股东增持公告在正式披露前有提前泄露消息的可能性。在公告日当天超额收益最大达到2.5%,说明大股东增持确实引起了市场的积极反应,假设1得到验证。



窗口(-20,20)的AAR和CAAR

为了验证超额收益的影响因素,本文构建回归模型进行实证分析,回归模型如下:

$$Car = \alpha + \beta \cdot \text{Explanatory Variables} + \zeta \cdot \text{Control Variables} + \varepsilon$$

式中:Explanatory Variables和Control Variables分别表示解释变量和控制变量, ε 为残差。解释变量为:企业性质(Pol=0为国企,Pol=1为非国企)、首次增持比例(Holdrate)、公司规模(COsize,用总资产的对数表示)、增持股东身份(holder=1表示自然人,holder=0表示法人)。控制变量为:增持前的持股比例(SHrate)、增持前的股价走势即Car(-20,-2)、资产负债率(Debratio)、每股收益(EPS)及托宾Q值。

由于股价波动主要发生在增持公告前一个交易日、公告当天及公告后两日,故本文选择Car(-1,2)为被解释变量。为了避免异常数据对回归结果的影响,在回归前剔除了存在异常值的样本。回归结果如表2所示:

表2 全样本回归结果汇总

	回归一	回归二	回归三	回归四
α	6.737*** (4.779)	4.828** (2.424)	-13.776 (-1.386)	6.886*** (3.999)
HOLDrate	-0.366 (-0.235)	-0.484 (-0.313)		
COsize			0.78* (1.679)	
Pol	-2.021** (-2.173)	-1.591* (-1.711)		-2.061** (-2.211)
SHrate		-0.008 (-0.269)		-0.007 (-0.243)
TbinQ		0.857*** (2.768)	1.083*** (3.461)	
Carq	-0.056 (-1.587)	-0.047 (-1.364)	-0.046 (-1.369)	-0.057* (-1.666)
EPS	-0.041 (-0.081)	-0.252 (-0.5)	-0.47 (-0.9)	-0.015 (-0.03)
Debratio	-0.017 (-0.84)	-0.005 (-0.265)	-0.02 (-0.844)	-0.016 (-0.768)

注:***,**,*分别表示1%,5%和10%的水平上显著,括号中的数字为T值,下同。

从回归一和回归二中可以看出,国有企业大股东增持所引起的市场效应更强烈,假设2成立。同时发现,增持比例与公告期间的超额收益成负相关但不显著,这与假设3相反。由于资产规模与多个变量之间都具有强烈的相关关系,因此将其与别的解释变量分开研究,回归3结果发现资产规模越大,市场效应越强,违背了假设5。

从回归二、回归三可以看出,托宾Q值与公告期间的超额收益显著正相关,即说明股票价值被高估,增持所引起的市场反应越强烈,这与托宾Q理论相悖。从四个回归中可以看出,增持前的超额收益越小,即股价低估程度越大,市场效应越强,这符合市场择机假说。另外发现,增持公告前的每股收益越小而公告效应越明显的反常现象。由于将解释变量holder加入各模型,其系数都不稳定且不显著,故没有在表2中列出,假设4也不成立。

上述回归结果之所以大多数拟合度较低,参数也多不显著,所得结论与前人研究的差别也较大,其原因是与所选样本企业性质及企业所在的市场板块具有一定的关系。于是我们将样本分为国有企业和非国有企业两组,结果发现国有企业组样本的回归结果与全样本的回归结果相似,仍然只是TbinQ和Pol的系数显著,Carq与EPS系数为负但不显著,故在此不予列出。而非国有企业样本托宾Q值的系数为负,而且用市净率指标代表投资价值发现系数仍然为负,说明投资者对待民营企业的投资价值还比较理性(这里将民营公司共同于非国有企业,因为非国有企业样本中只有3家是外资控股。另外,HOLDrate系数也变为正值(只是不显著)。

由于模型拟合度都很低,参数几乎都不显著,于是我们进一步把民营企业样本组按市场板块分组分别研究,发现主板市场上的民营企业样本回归效果仍然不好,各参数的表现

与全部民营企业样本相似,故不予列出,但是中小板民营企业样本回归结果表现出较大的差别,结果见表3。

表3 中小板民营企业回归结果汇总

	回归一	回归二	回归三
α	3.473 (1.566)	2.491 (0.096)	-15.994 (-1.072)
HOLDrate	0.093* (1.732)		0.002 (0.049)
COsize		0.164 (0.134)	0.791 (1.122)
SHrate			0.873*** (8.112)
Car(-20, -2)	-0.128*** (-3.029)	-0.11*** (-2.558)	-0.059** (-2.249)
EPS	1.714 (0.794)	2.975 (1.404)	2.245* (1.761)
Debratio	-0.133*** (-3.386)	-0.11** (-2.609)	-0.05* (-1.854)

回归一与回归三表明,大股东增持规模对市场效应具有正向影响,只是影响微弱,但是对假设3有一定的支持力度。回归二、回归三中也体现出公司规模与市场效应的正向关系,只是参数没有通过显著性检验。回归三将所有的变量放在一个模型中进行回归,结果发现拟合程度高达0.9,而且控制变量系数均通过了显著性检验,只是解释变量系数未通过。但是从中可以得到一些有用的信息,即:大股东的持股比例越大,市场效应越明显,这是国有企业和主板民营企业所没有的特征。从Car(-20, -2)显著为负的系数可以看出,中小板上民营企业的大股东也具有较强的市场择时能力。

综上,本文提出的五个假设中有三个假设得到了验证,其中假设3只在民营上市公司样本中得到了支持,即民营企业大股东增持比例越高,其市场效应越明显,而国有企业则与此相反,说明投资者对国有企业大股东增持的意图捉摸不定。笔者对此的解释是,国有企业的增持可能是国家政策劝说下的“道义”行为,并不真正意味着公司具有良好的发展前景,而增持比例越高,这种政治动机越明显,一般来说增持的效果就越差,若增持比例较低反而更可能博得投资者的信任。假设4之所以没有得到支持,是因为投资者经过理性分析后并不认为自然人大股东比法人大股东发出的信号更可靠。至于本文的回归分析为什么得出与假设5相反的结论,原因尚不可知。显然,这里有股价本身的敏感性和易波动性因素,并不是所有问题都能得到理论上的解释。

笔者还发现,大股东在增持前都面临着较大的股价下行的压力,而且这种压力越大,增持所引起的市场效应越明显,这符合市场择时假说。再者就是投资者在投资时,对待国有业企欠缺理性,股票价值越被高估,反而越去购买,导致增持公告期间较高的超额收益。通过对民营上市公司增持前每股收益与公告期间股价波动的关系研究,我们发现投资者对待业绩好的民营企业更加理性。另外我们发现,大股东特别是

中小板上民营企业的大股东增持比例越大,市场效应越明显。这是因为民营企业大股东的增持比例越大,其发出的信号更多的是为了传达有关公司本身发展良好的信息。投资者对公司的经营状况和发展前景就更加有信心。

五、研究结论

本文选取2011年8月至2012年年末公告大股东增持的上市公司为样本,运用事件研究法对我国A股公司大股东增持的市场效应进行了实证研究,得出如下结论:

1. 上市公司大股东公告增持股份,市场会在短期内作出积极的反应,并且国有企业的市场效应强于民营企业的市场效应。这说明管理层通过大股东增持股份这种股权管理方式对稳定股价和引导市场发挥了积极作用。

2. 上市公司的规模越大,其股价短期的超额收益越大。该结论与前人结论相反,也找不到理论上的解释,故建议投资者不要盲目从公司规模上来选择投资对象。

3. 增持股东不论是自然人还是法人,其市场效应并不存在显著差异,因此增持股东的身份对投资者而言并不是一个特殊的有价值的信号。

4. 上市公司在释放大股东增持的信息前,基本上都经历了长期的股价低迷。这说明大股东增持可能是为了稳定公司的股价,但也可能是出于为“再融资护航”等其他动机,因此投资者在做投资决策前要谨慎而行。

5. 国有上市公司公告日附近的累计超额收益与公司托宾Q值显著正相关,违背了托宾Q值理论,民营上市公司增持公告的市场效应与增持前公司的业绩、大股东增持规模呈正相关关系,说明投资者对待国企缺乏理性,而对民营上市公司特别是规模较小的民营上市公司投资具有较高的理性。

主要参考文献

1. Jaffe J. F.. Special Information and Insider Trading . The Journal of Business, 1974; 47
2. Lakonishok J., I. Lee.. Are Insider Trades Informative. The Review of Financial Studies, 2001; 14
3. 方天亮. 大股东增持与公司股价短期波动的实证研究. 统计与决策, 2010; 12
4. 李俊峰, 王汀汀. 上市公司大股东增持公告效应及动机分析. 中国社会科学, 2011; 4
5. 曹明, 陈收. 股权分置改革中控股股东增持的股价表现及政策含义. 特区经济, 2006; 4
6. 王建文, 李蓓. 重要股东增减持行为市场效应及其影响因素分析. 财会月刊, 2012; 8
7. 沈艺峰, 醋卫华, 李培功. 增持股份: 财务动机还是政治动机?. 会计研究, 2011; 1
8. 杨召. 上市公司内部人行为的实证研究. 生产力研究, 2012; 11
9. 刘玉财. 我国上市公司大股东增持的发展特征与市场意义研究. 中国证券期货, 2012; 1